

# 中古住宅市場における 転売外部性の実証分析

岩田真一郎・山鹿久木

## はじめに

中古住宅市場において、買い手は市場にでている住宅の品質を正確に知ることは難しい。住宅の質は、建てた時の品質にもよるが、その後の居住者の住宅の扱い方や維持管理投資の水準によって大きく影響される。買い手にとって、住宅のこれらの情報が観察不可能、もしくは十分観察できないのであれば、逆選択問題やモラルハザードの問題がおこってくる。

Chinloy (1978) は、住宅には観察できない部分があることを前提に、Akerlof (1970) のいうレモンの住宅所有者が、住宅を修理せずに転売するため、中古住宅市場では品質の悪い住宅（レモン）が良質の住宅（ピーチ）を駆逐するという逆選択問題が発生すると述べている。Harding, Miceli and Simarns (2000) は、売り手の住宅の扱い方が観察できなければ、たとえ住宅を丁寧に扱ってもそれが住宅価格に完全には反映されないため、住宅の転売を考えている売り手の維持管理投資が、転売を考えていない持ち主のそれよりも過小になると指摘している。彼らは、この情報の非対称性によるモラルハザードの問題を転売外部性と名づけている。さらに彼らは、2年から3年以内に住宅の転売を考えている住宅所有者の住宅の維持管理投資額と、転売を考えていない住宅所有者の維持管理投資額を比較し、転売外部性の可能性について実証分析を試みたが、転売外部性は統計的に有意には支持されなかった。彼らは、転売外部

性が観察できなかったのは、売り手が転売直前に住宅の見た目をよくしようと観察可能な投資（化粧直しの投資）を行なうためだと解釈している。

そこで本稿では、転売外部性が住宅の維持管理投資に与える影響を、国土交通省が行なった『平成15年住宅需要実態調査』を利用して検証する。さらに、Harding, Miceli and Simarns (2000) で述べられているように、近い将来に転売を考えている世帯は、化粧直しの投資を行なう傾向になるのかも検証する。また、これらの検証を、各世帯は転居するかどうかを内生的に決定できるため、転居するかどうかの内生性を考慮した推定モデルによって分析を行なう。

本稿は、Iwata and Yamaga (2007) を加筆修正したものである。Iwata and Yamaga (2007) では、転売外部性が維持管理投資額に与える影響を理論モデルで分析しているが、本稿ではそれを論じない。この点についてはIwata and Yamaga (2007) を参照されたい。

本稿の構成は以下のとおりである。第1節では、日本の中古住宅市場について、簡単に述べており、また第2節、第3節では使用するデータについてみている。第4節では、住宅の投資関数の推定が、第5節では内生性を考慮したモデルの推定が行なわれる。また第6節で住宅のリフォーム内容と転売外部性の関係が実証されている。

## 1 日本の中古住宅市場

『国土交通白書』（平成16年版）は中古住宅市場の国際比較を紹介している。それによれば、日本の全住宅取引量に占める中古住宅取引戸数の割合は11.8%で、アメリカの76.1%、イギリスの88.2%、フランスの71.4%に比べると極めて少ない。山崎（1997）は、日本の中古住宅の取引割合が少ないのは、アメリカなどに比べて維持管理投資に関する履歴情報が整備されていないためであると述べている。

## 2 中古住宅に関するデータ

前節で述べたように、日本の中古住宅市場は極めて未整備である。日本で中古住宅市場について調査されているものの一つに『住宅需要実態調査』がある。この調査は国土交通省が行なっているものであり、5年ごとに全国を対象として行なわれるクロスセクション調査であり個票データである。平成15年調査では、約10万世帯が抽出されている。この調査では、住宅や世帯に関するもののほか、住環境の評価や今後の住み替えや改善の意向、さらには最近5年間における維持管理投資（リフォーム）を行なったかどうか、行なった場合いくら支出したかなど、細かくたずねている。

## 3 データ

本稿では、日本の中古住宅市場において、転売外部性が存在しているのかどうかの実証分析を行なう。具体的には、近い将来に転居するかしないかの意思の差が、住宅の投資行動に影響を与えているかどうかを、居住者の住宅への維持管理のための支出額を被説明変数とする住宅投資の関数を推定することにより、実証する。

データは第2節で説明した『平成15年住宅需要実態調査』を用いる。その調査の中で維持管理投資を実行し、かつ維持管理投資額を回答しているサンプルを用いる。ただし、持ち家であっても共同住宅の場合は、共有部分が存在する。

表1 変数の平均値／最頻度帯

変数名	平均値 / 平均帯
投資額（万円）	483.0
転売ダミー	0.01
敷地面積（m <sup>2</sup> ）	53.38
居住室数	6.7
建物構造ダミー	
木造	0.92
SRC	0.04
その他	0.04
建築年度（年）	1971-1980
世帯人数（人）	3.7
世帯主年齢（歳）	55.7
建築年度（年）	1971-1980
東京都都区部ダミー	0.02
大都市（12都市）ダミー	0.08
その他地域ダミー	0.90
サンプル数	3195

共有部分への投資は、居住者は積極的に行わない、あるいは行なう必要がない場合が多いため、本稿の実証目的である転売外部性とは別に、共有地の問題による維持管理投資の歪みが発生する可能性がある。そこで本稿ではサンプルを一戸建ての持ち家に限定して分析を行なっている。

その他、維持管理投資を説明する変数として、『住宅需要実態調査』から(1)住宅の特性と立地を説明する変数、(2)居住者の所得や家族構成といった世帯の特徴を表す変数を採用している。表1にそれらの変数の記述統計量を報告している。表1では変数の平均値あるいは最頻度帯を示している。われわれのデータベースにおいて転居の意向があるサンプルは45であった。

表1にあるように、推定モデルの被説明変数である住宅への投資額は、平均値が483万円であった。

説明変数として、(1)住宅の特性を表す変数としては、敷地面積、部屋数、建物構造、建築年度を用いた。建築年度に関して最もサンプルが多い階層は1971年から1980年に建築された住宅であった。

次に、(2)世帯に関する変数としては、入居年度、世帯人数、世帯主の年齢、世帯の所得、を



いわた・しんいちろう  
1971年東京都生まれ。1995年立命館大学経済学部卒業。2002年大阪大学大学院経済学研究科より博士号取得。現在、富山大学経済学部准教授。  
論文：“The Japanese Tenant Protection Law and Asymmetric Information on Tenure Length”ほか。



やまが・ひさき  
1973年京都府生まれ。2001年大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了。筑波大学システム情報工学研究科専任講師を経て、現在、関西学院大学経済学部准教授。  
論文：“通勤の疲労コストと最適混雑料金の測定”『日本経済研究』（共著）ほか。

採用している。建築年度に関しては、サンプルが最も多い階層は、1971年から1980年であった。所得階層は、500万から600万円の階層に比較的集中する傾向がみられる。

#### 4 住宅への投資関数の推定

第3節のデータを用いて、住宅に対する投資モデルを推定する。まず、Harding, Miceli and Sirmans (2000)に基づいて、次のような住宅のメンテナンスに対する支出関数を推定する。

$$M_i = X_i b + a R_i + e_i$$

$M_i$  は投資額の対数値、 $X_i$  は世帯や住宅の特性ベクトルを表し、 $R_i$  は転居する意思がある世帯のダミー変数である（以後転居ダミー）。 $b$  と  $a$  は推定パラメータ、 $e_i$  は誤差項である。

これを OLS 推定した結果が表2の左の列である。転居ダミーの係数値はマイナスで推定されているが有意ではない。また同様のモデルの推定を Median Regression によっても行なっている。Median Regression は一般に異常値や分散の不均一性に対する頑健性が高いとされている推定モデルであり、今回の被説明変数である投資額のデータにおいても、転居しないグループで相当高い額への分布があり、異常値の影響を受けている可能性が高いと考えられるためこの推定方法による検証も行なった。

Median Regression における転居ダミーの係数はマイナスに10%水準で有意に推定された。このことは、転居する意向がある世帯は、転居

表2 一住宅投資モデルの推定結果：被説明変数=ln(投資額)

	OLS		Median Regression	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
定数項	2.698 ***	(0.521)	2.566 ***	(0.703)
転居ダミー	-0.121	(0.148)	-0.378 *	(0.198)
住宅価格	-0.025	(0.117)	0.010	(0.158)
建築年度	0.056 ***	(0.015)	0.047 **	(0.020)
敷地面積	0.000 **	(0.000)	0.000	(0.000)
部屋数	0.086 ***	(0.014)	0.085 ***	(0.019)
SRC構造	0.015	(0.093)	-0.094	(0.125)
その他の構造	-0.064	(0.093)	-0.169	(0.125)
世帯主年齢	0.003	(0.002)	0.005 *	(0.003)
世帯人数	-0.034 ***	(0.013)	-0.033 *	(0.018)
世帯所得	0.031 ***	(0.006)	0.029 ***	(0.008)
入居年度	-0.066 ***	(0.011)	-0.081 ***	(0.015)
東京都区部	-0.006	(0.164)	-0.016	(0.219)
大都市	0.027	(0.071)	-0.003	(0.096)
Adj.R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.07		0.04	
N	3195		3195	

- 1) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。ただし括弧内は標準偏差である。  
2) R<sup>2</sup>は、OLSに関してはAdj.R<sup>2</sup>、Median Regressionに関してはPseudo R<sup>2</sup>である。

しない世帯に比べて住宅の維持管理に関する投資額が少ないことを表しており、転売外部性の存在が確認されたことを意味する。

#### 5 内生性の検証

第4節の推定モデルにおいて、転居ダミーの内生性の問題が疑われる。この点に関して本節で検証を行なう。本節では treatment effects model により内生性の検証を行なう。このモデルは次のように定式化される。推定される投資額関数を、

$$y_i = X_i \beta + \delta R_i + \varepsilon_i$$

とする。ただし  $y_i$  は対数投資額、 $X_i$  は投資額に影響を与える説明変数ベクトル、 $R_i$  は転居

する (treatment) かどうかを示す内生ダミー変数である。転居するかどうかの決定は、観察されない変数  $R_j^*$  の大きさによりなされる。 $R_j^*$  は観測される変数ベクトル  $W_j$  と誤差項  $u_j$  に依存し、次のように定式化され、

$$R_j^* = W_j \gamma + u_j$$

$$R_j = \begin{cases} 1 & \text{if } R_j^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

である。ただし  $\epsilon$  と  $u$  は平均0、共分散行列、

$$\begin{bmatrix} \sigma & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}$$

に基づく二変量正規分布である。もし  $\epsilon$  と  $u$  に相関が認められれば、OLS 推定において上方へのバイアスが存在することになる。

この転居するかどうかの意思決定のモデルに、新たに2つの変数を追加している。1つは、住宅およびそのまわりの環境に対して、居住者の評価のデータであり、もうひとつは中古住宅市場で売却した場合の住宅の予測価格のデータである。前者の評価のデータについては、『住宅需要実態調査』の中で、住宅およびそのまわりの環境に対して、居住者の評価をたずねているものがある。データは4つの階級に分けられた質的変数であり、1が満足度が最も高く、4が最も低いという順序づけがされている。

利用するデータでは、連続変数のものは対数に変換して推定を行ない、その推定結果を表3にまとめた。

これによれば、敷地面積や部屋数の係数値がプラスで推定されており、より広い住宅は維持管理投資額が大きいことがわかる。また所得水準が高い世帯ほど、投資額が高いことも示された。また、建築年度が古い建物ほど、投資額が大きいこともわかった。

転居ダミーの内生性を考慮したモデルでは、転居ダミーの係数は有意にマイナスで推定された。このことから、将来住宅を転売しようとしているグループの投資額が、転売を考えていないグループのそれより統計的に有意に低いことが明らかになった。

表3—Treatment Effects Modelによる住宅投資支出関数の推定結果

	係数	Z値
投資額		
定数項	2.616 ***	(0.159)
転居ダミー	-1.305 ***	(0.279)
建築年度	0.052 ***	(0.011)
敷地面積	0.000 **	(0.000)
部屋数	0.084 ***	(0.010)
SRC構造	0.002	(0.085)
その他の構造	-0.063	(0.092)
世帯主年齢	0.003	(0.002)
世帯人数	-0.038 ***	(0.013)
世帯所得	0.032 ***	(0.006)
入居年度	-0.061 ***	(0.011)
東京都区部	0.009	(0.141)
大都市	0.054	(0.066)
転居ダミー		
定数項	-3.751 ***	(1.417)
住宅価格	0.010	(0.247)
住宅の評価	0.351 ***	(0.088)
近隣環境の評価	0.210 **	(0.083)
所得	0.046 **	(0.022)
世帯人数	-0.121 **	(0.051)
世帯主年齢	-0.008	(0.007)
入居年度	0.123 ***	(0.035)
東京都区部	0.425	(0.388)
大都市	0.517 ***	(0.170)
$\rho$	0.53	
$\delta$	0.99	
LR test ( $\rho = 0$ )	7.9	
N	3195	

注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。ただし括弧内は標準偏差である。

表3の下半分は、転居するかどうかの意思決定の推定モデルになるが、データとして、住宅や近隣環境への満足度のデータをこの転居の意思決定のモデルに追加している。

表3によると、これらの係数がプラスで推定されていることから、住宅や近隣環境により強く不満をもつ世帯は、近い将来に転居しようと考えている傾向にあるということがわかった。また所得水準が高い世帯は、転居する可能性が高いことがわかった。

## 6 リフォーム内容と転売外部性

『住宅需要実態調査』では、リフォームの工

事種別をたずねている。具体的には最近5年間にリフォームを行なった世帯を対象にリフォームの工事種別として、「増築」、「改築」、「模様替え・修繕など」の3つのうち、いずれを行なったかを質問している。

『住調』では、「増築」とは住宅の床面積を増加させる工事、「改築」とは住宅の一部を取り壊し、取り壊した面積内で改めて住宅部分を建築する工事、「模様替え・修繕など」は、内装の模様替え、屋根のふき替え、間取りの変更、設備の改善など床面積を増加させたり住宅の一部を取り壊したりせずに行なう工事であると記されている。本節で用いたサンプルに関しての記述統計量を表4に報告しているが、それによると66.43%が「模様替えや修繕など」を選択していることがわかる。

この増築、改築、模様替えという3つの選択肢のうち、増築や改築には、建物の構造等にかかわる部分が含まれ、模様替えよりも、比較的に見えにくい工事が多く含まれる。一方、模様替えのほうは、トイレや台所、内装といった目でみてすぐわかる工事内容が多く含まれている。

岩田・山鹿（2005）では、平成15年度の住宅需要実態調査の個票データを用い、住宅の転売を行なうかどうかの意思決定が、住宅のリフォームの種類にどのような影響を与えているのかを、多項ロジットモデルを用いて検証している。

そしてその結果、転売を考えている世帯は「模様替え・修繕など」を選択する可能性が、転売の予定がない世帯に比べて高いことが実証されている。具体的には、「増築」や「改築」を選択する確率は、転売しない世帯のほうが高いのに対して、「模様替え・修繕など」を選択する確率は、転売予定の世帯のほうが約17%高いことがわかる。

そこで本稿では、岩田・山鹿（2005）では考慮されていなかった内生性を考慮したモデルを用いて同様の分析を行なう。そのために、まず増築、改築と模様替えの2つのグループに分け

表4—過去5年間におけるリフォームの種類別の割合

増築	16.02%
改築	17.54%
模様替え・修繕など	66.43%

表5—Bivariate Probit Model によるリフォーム選択モデルの推定

	係数	Z値
化粧直しダミー		
定数項	0.645 ***	(0.211)
転居ダミー	1.828 **	(0.835)
建築年度	0.000	(0.000)
敷地面積	-0.038 ***	(0.013)
部屋数	0.319 ***	(0.121)
SRC構造	0.294 **	(0.132)
その他の構造	0.006 **	(0.002)
世帯主年齢	-0.090 ***	(0.018)
世帯人数	0.001	(0.008)
世帯所得	-0.049 ***	(0.015)
入居年度	0.053 ***	(0.016)
東京都区部	0.166	(0.196)
大都市	0.167 *	(0.098)
転居ダミー		
定数項	-3.671 **	(1.534)
住宅価格	-0.037	(0.270)
住宅の評価	-0.004	(0.007)
近隣環境の評価	-0.143 ***	(0.054)
所得	0.046 **	(0.023)
世帯人数	0.136 ***	(0.037)
世帯主年齢	0.312 ***	(0.097)
入居年度	0.222 **	(0.089)
東京都区部	0.466	(0.396)
大都市	0.531 ***	(0.179)
$\lambda$	-0.33	
LR test ( $\lambda=0$ )	7.9	
N	3195	

注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。ただし括弧内は標準偏差である。

なおし、模様替えを行なった世帯と転売の意思との関係を実証する。

推定モデルとしては、第5節のモデルと同様のモデルであるが、投資額を決める関数が、リフォーム選択のプロビットモデルになる。模様替えを選択した世帯を1とするダミー変数である。

転売ダミーの内生性は引き続き考慮することとし、推定モデルはBivariate Probit Modelを用いた。推定結果を表5に報告している。

これを見ると、転居ダミーの係数がプラスで推定されていることより、近い将来に住宅を売却して転居しようとしている世帯は、化粧直しのようなリフォームを行なう傾向にあることがわかった。このことは、Harding, Miceli and Sirmans (2000) の結論と整合的であった。

#### おわりに

本稿では平成15年度の『住宅需要実態調査』を用いて、日本の中古住宅市場における転売外部性の影響を実証研究した。すなわち住宅の維持管理投資額が、将来住宅を転売しようとしているグループと転売を考えていないグループでどのように異なるかを検証した。その結果、将来住宅を転売しようとしているグループの投資額が、転売を考えていないグループのそれより統計的に有意に低いことが明らかになった。

日本の中古住宅市場では、転売外部性により維持管理投資が過少になっている可能性があることが明らかになった。また、さらに将来住宅を転売しようとしているグループは、比較的観察しやすいリフォームを行なう傾向にあり、建物の構造部分などに対する、観察が難しいところへの投資は行なう傾向が少ないということもわかった。そして、上記の問題について住宅を転居し転売するか否かの内生性の問題を考慮したモデルで推定した。

本稿で分析したように転売外部性は、転居し、住宅を再販売することを不利にする。これらの外部性をとりのぞくシステム作りや整備が日本の住宅市場には必要と考えられる。

#### 謝辞

住宅経済研究会に出席くださった先生方から、多くの有益なコメントをいただいた。ここに感謝申し上げたい。また、本稿は文部科学省科学研究費補助金（課題番号：15730116、20730143）の助成を受けている。

#### 参考文献

Akerlof, G. A. (1970) "The Markets for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism," *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), pp. 488-500.

Chinloy, P. (1978) "Depreciation, Adverse Selection and Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, 5(2), pp. 172-187.

Harding, J., T. J. Miceli and C. F. Sirmans (2000) "Do Owners Take Better Care of Their Housing than Renters?" *Real Estate Economics*, 28(4), pp. 663-681.

Iwata, S. and H. Yamaga (2007) "Resale Externality and Used Housing Market," *Real Estate Economics*, 35(3), pp. 331-347.

岩田真一郎・山鹿久木 (2005) 「住宅所有者の転売とリフォーム」『都市住宅学』No.51、23-28頁。

山崎福寿 (1997) 「中古住宅市場の機能と建築コスト」『季刊 住宅土地経済』第26号、10-19頁。